

# **EVALUACIÓN DE LOS PROCEDIMIENTOS DE MEDICIÓN DE LA VARIABLE RESPUESTA EN EL ANÁLISIS CONJUNTO BAJO DISTINTAS ALTERNATIVAS DE ESTIMACIÓN**

**RAMÍREZ HURTADO, José Manuel**  
Departamento de Economía y Empresa  
Universidad Pablo de Olavide  
correo-e: [jmramhur@dee.upo.es](mailto:jmramhur@dee.upo.es)

**RONDÁN CATALUÑA, Francisco Javier**  
Departamento de Admón. de Empresas y Comercialización e Inv. de  
Mercados.  
Universidad de Sevilla  
correo-e: [rondan@us.es](mailto:rondan@us.es)

## **RESUMEN**

El Análisis Conjunto es la principal técnica multivariante utilizada para estimar las preferencias de consumidores. Constituye una metodología de estructura modular en el sentido de que para su aplicación requiere el desarrollo de varias fases, en cada una de las cuales el investigador puede seleccionar varias alternativas. Dentro de estas fases se encuentra la selección de la escala para la variable respuesta del Análisis Conjunto. Este trabajo analiza el problema de la selección de esta escala, comparando diversas escalas y procedimientos de medición de la variable respuesta, utilizando para ello distintos métodos alternativos de estimación de los parámetros, en una aplicación de Análisis Conjunto sobre las preferencias de consumidores en la adquisición de teléfonos móviles. Los resultados muestran que la escala más adecuada es la de ratio de 1 a 7, seguida por la escala de rangos, siendo el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios el que presenta unas estimaciones más fiables en los resultados.

*Palabras clave: análisis conjunto, escala, variable respuesta.*

## **1. Introducción**

El Análisis Conjunto es una metodología en la que el investigador describe productos o servicios a través de un conjunto de atributos con la idea de medir la intención de compra de los consumidores. Los consumidores únicamente valoran alternativas de productos o perfiles de productos, a partir de los cuales se obtienen las preferencias de los consumidores. Se trata de encontrar un conjunto de valores o de utilidades que relacionen los niveles de los distintos atributos con las preferencias de los consumidores, suponiendo alguna regla de composición. Los dos supuestos que subyacen en el Análisis Conjunto son (Jaeger et al, 2001): a) el comportamiento de elección del consumidor se rige por la maximización de las preferencias, y b) un producto o servicio puede ser visto como un conjunto de atributos a partir de los cuales los consumidores obtienen su utilidad. Lancaster (1971, citado por Larrañeta y Canca, 2001) señaló que es la valoración que hacen los individuos de las características de los productos, lo que explica la demanda y no los productos per se: como ejemplo puso el caso de que un individuo no adquiere el bien coche, sino sus características de ofrecer movilidad, flexibilidad en los desplazamientos, comodidades, seguridad, etc. El término que recoge las características de un producto es el atributo. Se postula que el consumidor elige la alternativa que le proporciona mayor utilidad. Para ello estudia los atributos que caracterizan a cada una de las alternativas, observando los valores que toman. Una vez valorados conjuntamente todos los atributos, el individuo asocia una utilidad a cada una de las alternativas presentes, eligiendo la que alcance el mayor valor de la utilidad.

Los orígenes de esta metodología se remontan al trabajo de Luce y Tukey (1964), los cuales estaban primeramente interesados en las condiciones bajo las cuales las escalas de medición para las variables dependientes e independientes existen, dados solamente: a) información de orden de los efectos conjuntos de las variables dependientes, y b) una regla de composición determinada. En poco tiempo fueron apareciendo algoritmos para el desarrollo de esta metodología (Kruskal, 1965; Carroll, 1969; Young, 1969). La aplicación de esta metodología al marketing se debió al trabajo de Green y Rao (1971), en el cual detallan las principales ideas de la aplicación a problemas de marketing.

El Análisis Conjunto tiene una estructura modular, en el sentido de que para poder aplicarlo requiere el desarrollo de una serie de etapas o de fases, en cada una de las cuales el investigador puede elegir entre una serie de alternativas. Por tanto, el Análisis Conjunto no presenta una estructura compacta, sino claramente modular, caracterizada por el hecho de que dentro de cada módulo es posible elegir un conjunto más o menos amplio de metodologías que cumplen la misma función (Aspiazu, 1996). Las etapas a seguir en la aplicación del Análisis Conjunto son las que se presentan a continuación (Green y Srinivasan, 1990):

Tabla 1. Etapas en la aplicación del Análisis Conjunto.

<i>1) Identificación de atributos y establecimiento de niveles.</i>
<i>2) Selección del modelo de preferencia</i>
<i>3) Método de recogida de datos.</i>
<i>4) Construcción del conjunto de estímulos.</i>
<i>5) Presentación de los estímulos.</i>
<i>6) Escala de medida de la variable dependiente.</i>
<i>7) Método de estimación.</i>
<i>8) Fiabilidad y validez de las estimaciones.</i>

El presente trabajo se centra en el análisis de la escala de medida de la variable respuesta o variable dependiente. El objetivo fundamental del mismo es determinar empíricamente qué tipo de escala de la variable dependiente y qué tipo procedimiento son más apropiados en función del método de estimación de los parámetros en el Análisis Conjunto.

## **2. La variable respuesta en el Análisis Conjunto**

La etapa de escala de medida de la variable dependiente permite identificar la medición de las preferencias de los individuos sobre los perfiles o estímulos que le son presentados. La revisión de la literatura dedicada a la investigación de la selección de la escala de medida de la variable dependiente en Análisis Conjunto nos muestra que existen pocos estudios que hayan analizado este tema. Tradicionalmente, las distintas alternativas para definir la escala de medida de la variable dependiente fueron las propuestas por Green y Srinivasan (1978), siendo éstas la escala no métrica (comparación pareada y rangos de orden) y la escala métrica (escala de ratio asumiendo

las propiedades de las escalas de intervalo y escala de ratio obtenida mediante comparaciones pareadas de suma constante). En la tabla 2 aparecen los resultados de un estudio de Wittink et al (1994) sobre la utilización de la escala de respuesta en las aplicaciones del Análisis Conjunto en Europa, durante el período 1986-1991, y en USA, durante el período 1981-1985. Podemos observar que tanto en Europa como en USA la escala de ratio fue la escala de medida más utilizada, destacando sobre todo en Europa con un 70% de las aplicaciones frente a un 22% de las aplicaciones que utilizaron escala de rangos. En USA, a pesar de ser también la escala de ratio la más utilizada en este período, no presenta una diferencia tan acusada sobre la escala de rangos. Colberg (1978) señala que, comparando la escala métrica con la escala no métrica, incluso cuando la variable dependiente es métrica, los parámetros estimados tienden a satisfacer las propiedades de las escalas de intervalo.

Tabla 2. Aplicaciones comerciales del Análisis Conjunto.

Escala de respuesta	Porcentaje de aplicaciones	
	Europa 1986-1991	USA 1981-1985
Escala de ratio	70	49
Orden de rangos	22	36
Elecciones pareadas	5	9
Otros	3	6
	100	100

Fuente: Wittink et al (1994)

Boyle et al (2001) utilizaron varias muestras independientes para evaluar la validez convergente de tres formatos de respuesta utilizados en experimentos de Análisis Conjunto. Para ello analizaron los datos utilizando un modelo Tobit y un modelo Probit ordenado. Los resultados indicaron que no se podían establecer diferencias en la validez convergente entre ratios, rangos y la posibilidad de “elegir una opción”. Holmes et al (2002) replican el trabajo de Boyle et al (2001), pero utilizando un modelo Logit multinomial. Los resultados indican que incluso utilizando un modelo Logit multinomial para comparar rangos de datos recodificados a elecciones no puede asegurarse nada acerca de la validez convergente del análisis conjunto. Darmon y Rozies (1999) realizan un estudio en el que investigan los resultados del Análisis Conjunto cuando la variable dependiente está medida en una escala de rangos y en una escala de ratio de  $n$  puntos. Los resultados indican que una escala de ratio de 7 puntos o

más tiende a proporcionar los resultados más fiables cuando el objetivo es estimar la importancia de los atributos o la utilidad de los niveles de cada atributo. Bajo tales circunstancias, la escalas de rango o escalas de ratio de 4 puntos tienden a proporcionar resultados distorsionados. Sin embargo, la escala de rango puede ser preferida para los entrevistados cuando el objetivo de la investigación implica un conocimiento completo de la función de utilidad para cada atributo. López y Varela (2000) evaluaron la eficacia de seis procedimientos diferentes de recogida de datos, analizando las estrategias de respuesta rango, posicionamiento gráfica, comparación numérica, escala Likert y secuencial con estímulos reales y simulados. Las conclusiones a las que llegaron estos autores indican que la tarea de ordenación de los estímulos resulta la más apropiada, siendo la estrategia de Orden de Preferencia Simulada la que presenta una mayor fiabilidad (Figura 1). Esta estrategia consiste en una ordenación de los estímulos por parte del entrevistado, desde el estímulo más preferido hasta el estímulo menos preferido, considerando a su vez que los estímulos son simulados, es decir, no reales.

Fig. 1. Orden de Preferencia Simulada.

<i>Orden de los estímulos por preferencia del sujeto</i>															
14	8	5	12	10	15	9	4	2	1	7	11	16	3	6	13

En este trabajo analizamos varias escalas y procedimientos de medición de la variable respuesta en el Análisis Conjunto: escala de rango, escala de ratio 1-4, escala de ratio 1-7 y escala de ratio 1-11. La escala de rango consiste en ordenar el conjunto de estímulos desde el más preferido hasta el menos preferido. La ventaja principal de esta escala se encuentra en que para un entrevistado es más fácil decir lo que él prefiere que expresar la magnitud de la preferencia. Sin embargo, Green y Srinivasan (1978) consideran que el principal inconveniente de este enfoque es que se requiere una cantidad considerable de explicaciones que ha de dar necesariamente el entrevistador con anterioridad. La escala de ratio consiste en evaluar los estímulos por parte de los entrevistados, los cuales asignan una puntuación a cada uno de los estímulos, estando esta puntuación relacionada con el grado de preferencia, la intención de compra o la utilidad global de cada estímulo. Su facilidad de aplicación es uno de los principales argumentos a su favor. Hemos considerado una escala de Likert de 1 a 7 (1 = *menor*

*preferencia*; 7 = *mayor preferencia*) puesto que según Darmon y Rouzies (1999) es la que proporciona los resultados más fiables. Según estos autores las escalas de ratio son herramientas adecuadas para el Análisis Conjunto cuando se definen con un número suficiente de puntos (siete o más). Por todo ello, hemos considerado también una escala Likert de 1 a 4 (1 = *menor preferencia*; 4 = *mayor preferencia*) y una escala Likert de 1 a 11 (1 = *menor preferencia*; 11 = *mayor preferencia*). Pretendemos, por tanto, contrastar que la escala de ratio que presenta los resultados más fiables es la de Likert de 1 a 7 puntos, seguida por la escala de Likert de 1 a 11 y luego por la escala de Likert de 1 a 4, siendo esta última la que presenta los resultados más distorsionados.

A su vez, nosotros hemos considerado la aportación de dos nuevos procedimientos: la Ordenación Jerárquica y la Ordenación Divisiva. Dentro de la Ordenación Jerárquica hemos considerado dos variantes: la Ordenación Jerárquica Ilimitada y la Ordenación Jerárquica Limitada. Dentro de la Ordenación Divisiva hemos contrastado varias alternativas. La descripción de cada una de los procedimientos de medición de la variable respuesta se realiza a continuación:

- *Ordenación Jerárquica Ilimitada*. Consiste en evaluar los estímulos en tres fases. En la primera fase los estímulos se clasifican en dos grupos (más preferidos y menos preferidos), ya que a priori para un sujeto le resulta muy fácil discriminar en dos grupos. En la segunda fase los estímulos se clasifican en tres grupos (más preferidos – indiferencia – menos preferidos), ya que a partir de la primera clasificación al sujeto le resulta mucho más fácil extraer los estímulos indiferentes de los dos primeros grupos. Por último, en la tercera fase, el entrevistado tiene que ordenar los estímulos de los tres grupos desde el más preferido hasta el menos preferido. Esta última clasificación tiene la ventaja de que es mucho más fácil para el entrevistado ordenar varios estímulos que no ordenar todos los estímulos que forman parte del diseño. El individuo puede situar en cada uno de los grupos el número de estímulos que desee, sin limitación en cuanto a su número (Fig. 2).

Fig. 2. Ordenación Jerárquica Ilimitada.

1) Clasifique los estímulos en los dos grupos siguientes ⇒	<b>Estímulos más preferidos</b>		<b>Estímulos menos preferidos</b>
	<b>Estímulos más preferidos</b>	<b>Estímulos indiferentes</b>	<b>Estímulos menos preferidos</b>
2) A partir de los grupos anteriores, clasifique los estímulos en los tres grupos siguientes ⇒			
3) Ordene los estímulos, desde el más preferido hasta el menos preferido ⇒			

- *Ordenación Jerárquica Limitada.* El desarrollo de este procedimiento para el formato de la variable respuesta es idéntico al de la anterior estrategia, con la salvedad de que en el caso de la Ordenación Jerárquica Limitada se le indica al entrevistado que en cada grupo solamente puede colocar un número limitado de estímulos. Se ha optado por dividir el número total de estímulos en dos partes iguales (que constituyen los dos grupos de la primera fase) y luego en tres partes iguales (que constituyen los tres grupos de la segunda fase). El reparto entre los dos grupos de la primera fase y entre los tres grupos de la segunda fase debe ser lo más equitativo posible. En nuestro estudio, al tener el diseño 18 estímulos, se han repartido en primer lugar en dos grupos de 9, y en segundo lugar en tres grupos de 6 estímulos (Fig. 3).

Fig. 3. Ordenación Jerárquica Limitada.

1) Clasifique los estímulos en los dos grupos siguientes ⇒	<b>9 estímulos más preferidos</b>		<b>9 estímulos menos preferidos</b>
	<b>6 estímulos más preferidos</b>	<b>6 estímulos indiferentes</b>	<b>6 estímulos menos preferidos</b>
2) A partir de los grupos anteriores, clasifique los estímulos en los tres grupos siguientes ⇒			
3) Ordene los estímulos, desde el más preferido hasta el menos preferido ⇒			

- *Ordenación Divisiva*. Este procedimiento consiste en dividir los estímulos en dos grupos (grupo de estímulos más preferidos y grupo de estímulos menos preferido), realizando a continuación una ordenación de los estímulos en cada grupo, desde el más preferido hasta el menos preferido. Este procedimiento presenta varias alternativas que consisten en dividir inicialmente los estímulos, en vez de en dos grupos, en más de dos grupos. En este estudio hemos contrastado la división en dos, tres y cinco grupos, ya que un número superior lo hemos considerado excesivo (Fig. 4 y 5).

Fig. 4. Ordenación Divisiva en 2 grupos.

	<b>Más preferencia ↔ Menos preferencia</b>	
	<b>Grupo 1</b>	<b>Grupo 2</b>
1) Clasifique los estímulos en los dos grupos siguientes ⇒		
2) Ordene los estímulos, desde el más preferido hasta el menos preferido ⇒		

Fig. 5. Ordenación Divisiva en 5 grupos.

	<b>Más preferencia ↔ Menos preferencia</b>		
	<b>Grupo 1</b>	...	<b>Grupo 5</b>
1) Clasifique los estímulos en los dos grupos siguientes ⇒			
2) Ordene los estímulos, desde el más preferido hasta el menos preferido ⇒			

En los procedimientos de Ordenación Jerárquica y Ordenación Divisiva se comienza con una división en grupos y se termina con una ordenación de los estímulos. No se ha considerado en la última fase de estos dos procedimientos la utilización de una escala de ratio por los problemas de intransitividad que se pueden presentar.

### 3. Diseño de la investigación

Para contrastar cada uno de los procedimientos de evaluación de la variable respuesta se utilizó una muestra de 200 estudiantes de universidad, los cuales fueron divididos en función del procedimiento de medición de la variable respuesta a utilizar. Se pretendía identificar las preferencias de los individuos a la hora de adquirir un móvil.

Para formar parte del estudio se consideró solamente a aquellos alumnos que tuviesen teléfono móvil.

Para identificar los atributos y sus niveles se entrevistaron a varios vendedores de tiendas de telefonía móvil, lo cual nos llevó a utilizar los atributos PESO, DIMENSIONES, DURACIÓN EN ESPERA, DURACIÓN EN CONVERSACIÓN, la disponibilidad de PANTALLA en color o no, la disponibilidad de CÁMARA digital integrada y el PRECIO. En la tabla 3 se muestran los 7 atributos junto con sus respectivos niveles.

Tabla 3. Atributos y niveles seleccionados.

<b>ATRIBUTOS</b>	<b>NIVELES DE LOS ATRIBUTOS</b>
PESO	1. menos de 80 grs. 2. de 80 a 100 grs. 3. de 100 a 120 grs.
DIMENSIONES	1. 90x40x20 2. 100x45x20 3. 105x45x25
DURACIÓN EN ESPERA	1. menos de 200 horas 2. de 200 a 400 horas
DURACIÓN EN CONVERSACIÓN	1. menos de 4 horas 2. de 4 a 8 horas
PANTALLA COLOR	1. sí 2. no
CÁMARA DE FOTOGRAFÍA INTEGRADA	1. sí 2. no
PRECIO	1. menos 150 € 2. de 150 a 300 € 3. de 300 a 600 €

La combinación de atributos y niveles (3x3x2x2x2x2x2) da lugar a 288 tipos diferentes de móviles. Dado que para un entrevistado resulta imposible trabajar con tal número de estímulos, se recurrió a un Diseño Factorial Fraccionado, que es una parte del Diseño Factorial Completo, y que permite la estimación de los efectos principales. Este Diseño Factorial Fraccionado se obtuvo mediante el procedimiento ORTHOPLAN de SPSS. Como resultado se obtuvieron 18 tipos de móviles, que se utilizaron como estímulos para la recogida de datos. Entre estos estímulos existían algunas combinaciones de atributos no creíbles. Por ejemplo, no puede existir un estímulo definido por tener cámara integrada y no tener pantalla en color, ya que no existe en el

mercado tal producto. En tales circunstancias se modificaron algunos estímulos. Con estas modificaciones el diseño factorial deja de ser ortogonal, pasando a ser cuasiortogonal, pero no se viola ningún supuesto del análisis conjunto (Hair et al., 1999). Finalmente se obtuvo el diseño cuasiortogonal que aparece en la tabla 4.

Tabla 4. Diseño cuasi-ortogonal.

peso	dimensio	espera	conversa	pantalla	camara	precio	status	card
2	3	1	1	1	1	3	0	1
1	3	2	2	1	1	1	0	2
1	1	2	1	1	1	3	0	3
2	2	2	1	1	2	1	0	4
3	3	1	1	1	2	2	0	5
2	1	1	2	2	2	1	0	6
1	3	2	2	1	2	1	0	7
1	1	2	1	2	2	2	0	8
1	2	1	2	1	2	3	0	9
1	2	1	2	1	1	2	0	10
1	1	1	1	2	2	1	0	11
3	1	1	2	1	1	1	0	12
1	1	1	1	1	1	1	0	13
3	1	2	2	2	2	3	0	14
2	1	2	2	1	1	2	0	15
3	2	2	1	1	1	1	0	16
1	3	1	1	2	2	1	1	17
2	1	2	1	1	1	1	1	18

Los estímulos donde el status vale 1 son también evaluados por los entrevistados, sin embargo, no son utilizados por SPSS para estimar los parámetros sino para validar los resultados. Los cuestionarios se pasaron a distintos grupos de alumnos. A ningún grupo de alumnos se le pasó dos procedimientos de respuesta distintos, para evitar el efecto aprendizaje que pudiese surgir al analizar los datos. El número de cuestionarios evaluados fue de 200 distribuidos tal como aparece en la tabla 5:

Tabla 5. Número de entrevistados.

<i>Ordenación Jerárquica limitada</i>	<i>Ordenación jerárquica ilimitada</i>	<i>Ordenación divisiva en 2 grupos</i>	<i>Ordenación divisiva en 3 grupos</i>	<i>Ordenación divisiva en 5 grupos</i>	<i>Rangos</i>	<i>Ratio 1 a 4</i>	<i>Ratio 1 a 7</i>	<i>Ratio 1 a 11</i>	<i>TOTAL</i>
25	18	20	29	20	18	22	21	27	200

Se utilizaron cuatro procedimientos de estimación: 1) Mínimos Cuadrados Ordinarios (procedimiento Conjoint de SPSS), 2) Logit ordenado, 3) Probit ordenado y 4) Tobit doblemente censurado. Una breve descripción de cada uno de los procedimientos de estimación se realiza a continuación:

#### 1) Mínimos Cuadrados Ordinarios

El modelo a estimar mediante la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios, en función de los atributos y de los niveles, es el siguiente:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} x_{ij} + e_t$$

donde:

$y_t$  es el orden o la valoración de la preferencia sobre el estímulo  $t$ .

$\alpha$  es el término constante.

$\beta_{ij}$  es la utilidad o *partworth* asociado al nivel  $j$ -ésimo ( $j=1,2,\dots,k_i$ ) del atributo  $i$ -ésimo ( $i=1,2,\dots,I$ ).

$x_{ij} = 1$  si el nivel  $j$ -ésimo del atributo  $i$ -ésimo está presente en el estímulo  $t$ .

$x_{ij} = 0$  si el nivel  $j$ -ésimo del atributo  $i$ -ésimo no está presente en el estímulo  $t$ .

La base de la interpretación de resultados es el vector de utilidades o *partworths*  $\beta$ . Un valor alto de *partworth* significa que el nivel asociado proporciona al entrevistado una utilidad alta, mientras que un *partworth* bajo significa que el nivel asociado proporciona una utilidad baja.

A partir de los *partworths*, el análisis conjunto también calcula la importancia relativa que los individuos atribuyen a los diferentes atributos que componen el producto. Un atributo será más importante cuanto más grande sea la diferencia entre el *partworth* más elevado y el más bajo (en valores absolutos) (Pedret et al., 2000). Por tanto, se puede obtener la importancia de un atributo mediante:

$$imp_i = \left| \max(\beta_{ij}) - \min(\beta_{ij}) \right| \quad \forall i = 1, \dots, I \quad \forall j = 1, \dots, k_i$$

Para poder comparar la importancia de cada factor se utiliza la importancia relativa:

$$Rimp_i = \frac{imp_i}{\sum_{i=1}^I imp_i} \cdot 100$$

## 2) Logit ordenado

El modelo Logit ordenado de respuesta múltiple se relaciona a una variable  $Y_i$  con las variables  $X_{1i}, \dots, X_{ki}$  a través de la siguiente ecuación:

$$Y_i^* = F(X_i\beta) + e_i$$

donde:

$Y_i^*$  es una variable latente que cuantifica las distintas categorías.

$X_i\beta$  es una combinación lineal de las variables o características independientes.

$e_i$  es una variable aleatoria.

La relación existente entre la variable real u observada,  $Y_i$ , y la variable latente o no observada,  $Y_i^*$ , es la siguiente:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_i^* \leq c_1 \\ 1 & \text{si } c_1 \leq Y_i^* \leq c_2 \\ 2 & \text{si } c_2 \leq Y_i^* \end{cases}$$

La probabilidad de elegir cada una de las categorías de la variable  $Y_i$  viene definida por la siguiente relación:

$$P(Y_i = 0 / X_i, \beta, c) = F(c_1 - X_i\beta)$$

$$P(Y_i = 1 / X_i, \beta, c) = F(c_2 - X_i\beta) - F(c_1 - X_i\beta)$$

$$P(Y_i = 2 / X_i, \beta, c) = 1 - F(c_2 - X_i\beta)$$

donde la función  $F$  es la función de distribución logística.

## 3) Probit ordenado

El modelo Probit ordenado sigue la misma estructura que el modelo Logit ordenado, con la salvedad de que la función  $F$  es la función de distribución normal.

En nuestro estudio, tanto en el modelo Logit ordenado como en el modelo Probit ordenado hemos procedido a clasificar la variable dependiente con los valores 0, 1 y 2. Esta clasificación la hemos hecho a partir de las siguientes consideraciones:

Tabla 6. Variable dependiente en los modelos de elección discreta.

<i>Ordenación jerárquica Ordenación divisiva Rangos</i>	<i>Ratio 1 a 4</i>	<i>Ratio 1 a 7</i>	<i>Ratio 1 a 11</i>
0 si rango ≥ 13 1 si 7 ≤ rango ≤ 12 2 si rango ≤ 6	0 si puntuación = 1 1 si 2 ≤ puntuación ≤ 3 2 si puntuación = 4	0 si puntuación ≤ 2 1 si 3 ≤ puntuación ≤ 5 2 si puntuación ≥ 6	0 si puntuación ≤ 4 1 si 5 ≤ puntuación ≤ 7 2 si puntuación ≥ 8

#### 4) Tobit doblemente censurado

El modelo Tobit se deriva de un clásico modelo de regresión lineal. Una variable se dice que está censurada cuando todos sus valores en un cierto rango son sustituidos por un valor fijo. En su formulación se emplea una variable latente,  $Y^*$ , de la siguiente forma:

$$Y_i^* = X_i\beta + e_i$$

Esta variable latente o no observable está relacionada con una variable real u observable,  $Y$ , de la siguiente manera:

$$Y = \begin{cases} a_1 & \text{si } Y_i^* \leq a_1 \\ Y_i^* & \text{si } a_1 < Y_i^* < a_2 \\ a_2 & \text{si } Y_i^* \geq a_2 \end{cases}$$

En nuestro estudio los límites de censura que hemos establecido son los siguientes:

Tabla 7. Límites de censura en el modelo Tobit doblemente censurado.

<i>Ordenación jerárquica Ordenación divisiva Rangos</i>	<i>Ratio 1 a 4</i>	<i>Ratio 1 a 7</i>	<i>Ratio 1 a 11</i>
2 y 15	2 y 4	2 y 6	2 y 10

La justificación de establecer estos límites de censura en nuestra investigación radica en que los estímulos ordenados o puntuados con valores altos o valores bajos tienen una baja influencia en las preferencias de los entrevistados ya que se consideran

“estímulos obvios”, es decir, estímulos que todos o la mayoría de los individuos los prefieren o estímulos que todos o la mayoría de los individuos no los prefieren.

El procedimiento *Conjoint* de SPSS utiliza Mínimos Cuadrados Ordinarios. Con este procedimiento hemos analizado los datos considerando a la variable respuesta definida en escala métrica y en escala no métrica (ordenaciones de los estímulos), ya que el rendimiento que se obtiene con ambas escalas es similar (Aspiazu, 1996). También los datos de cada formato de medición de la variable respuesta han sido codificados convenientemente para poder aplicar los modelos Logit ordenado, Probit ordenado y Tobit doblemente censurado. En estos tres últimos casos hemos creado varias variables ficticias para poder analizar los datos:

- PESO1: variable ficticia que toma el valor 1 si el peso es “menos de 80 grs.” y 0 en caso contrario.
- PESO2: variable ficticia que toma el valor 1 si el peso es “de 80 a 100 grs.” y 0 en caso contrario.
- DIMEN1: variable ficticia que toma el valor 1 si la dimensión es “90x40x20” y 0 en caso contrario.
- DIMEN2: variable ficticia que toma el valor 1 si la dimensión es “100x45x20” y 0 en caso contrario.
- PRECIO1: variable ficticia que toma el valor 1 si el precio es “menos de 150 €” y 0 en caso contrario.
- PRECIO2: variable ficticia que toma el valor 1 si el precio es “de 150 a 300 €” y 0 en caso contrario.

El análisis de los datos se realizó con los programas SPSS 11.5.1 y Limdep 7.0. Los resultados obtenidos se detallan en el siguiente epígrafe.

### **3. Resultados<sup>1</sup>**

Después de analizar los datos con cada uno de los procedimientos señalados anteriormente, se obtuvieron las siguientes medidas de fiabilidad (Tabla 8):

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen a la profesora Ana María Martín Carballo su colaboración a la hora de analizar los resultados.

Tabla 8. Medidas de fiabilidad en función de los procedimientos de medición de la variable respuesta y de los métodos de estimación.

		Ordenación jerárquica limitada	Ordenación jerárquica ilimitada	Ordenación divisiva en 2 grupos	Ordenación divisiva en 3 grupos	Ordenación divisiva en 5 grupos	Rangos	Ratio 1 a 4	Ratio 1 a 7	Ratio 1 a 11
<i>MCO</i> (Procedimiento conjunto de SPSS)	$R^2$	0.975	0.910	0.915	0.954	0.934	0.984	0.970	0.990	0.977
	$\rho$	0.900	0.783	0.800	0.850	0.850	0.929	0.865	0.950	0.879
<i>Logit</i> Ordenado (Limdep)	$L$	-333.386	-234.540	-264.670	-443.243	-290.512	-251.693	-254.946	-287.103	-385.821
	$LR$	176.527	128.557	173.746	132.892	121.914	128.847	158.269	122.579	146.550
	$AIC$	1.788	1.798	1.717	1.954	1.879	1.817	1.506	1.769	1.832
	$SC$	1.891	1.931	1.834	2.043	1.996	1.945	1.616	1.882	1.927
	$H-Q$	1.829	1.851	1.764	1.989	1.926	1.868	1.550	1.814	1.870
	$Pseudo R^2$	0.609	0.607	0.606	0.550	0.597	0.573	0.673	0.580	0.569
<i>Probit</i> Ordenado (Limdep)	$L$	-334.012	-235.167	-266.059	-445.003	-292.054	-252.810	-257.663	-285.732	-385.939
	$LR$	175.276	127.303	170.969	129.373	118.830	126.614	152.836	125.320	146.313
	$AIC$	1.792	1.803	1.726	1.961	1.888	1.825	1.521	1.761	1.833
	$SC$	1.895	1.935	1.843	2.050	2.005	1.953	1.631	1.874	1.928
	$H-Q$	1.833	1.856	1.773	1.996	1.935	1.876	1.565	1.806	1.871
	$Pseudo R^2$	0.609	0.607	0.584	0.550	0.588	0.573	0.673	0.577	0.539
<i>Tobit</i> doblemente censurado (Limdep)	$L$	-890.444	-630.863	-719.709	-1104.064	-744.412	-669.382	-344.863	-505.664	-879.163
	$AIC$	4.690	4.712	4.561	4.802	4.715	4.718	2.017	3.070	4.116
	$SC$	4.793	4.845	4.678	4.891	4.833	4.846	2.127	3.183	4.211
	$H-Q$	4.731	4.765	4.608	4.837	4.763	4.769	2.060	3.115	4.154

$R^2$  : coeficiente de determinación.

$\rho$  : coeficiente de correlación de Spearman.

$L$  : logaritmo de la función de verosimilitud.

$LR$  : estadístico de la razón de verosimilitud.

$AIC$  : criterio de información Akaike.

$SC$  : criterio de información Schwarz.

$H-Q$  : criterio de información Hannan-Quinn.

$Pseudo R^2$  : estadístico de proporción de predicciones correctas.

Si utilizamos para analizar los datos el algoritmo *Conjoint* de SPSS entonces el procedimiento de medición de la variable respuesta que presenta unos resultados más fiables es el de *Ratio 1 a 7*, seguido por *Rangos* y en tercer lugar no se observa una clara diferencia entre utilizar una escala *Ratio 1 a 11* o formato de *Ordenación Jerárquica Limitada*. Estos resultados confirman el estudio realizado por Darmon y Rozies (1999) en el que obtienen que la escala de ratio de 1 a 7 puntos es la que proporciona los resultados más fiables. Asimismo, comparando el procedimiento de *Ordenación jerárquica limitada* con el procedimiento *Ordenación jerárquica ilimitada* hay que señalar que los resultados muestran que el primero de estos dos procedimientos es más fiable que el segundo.

Si utilizamos el modelo Logit Ordenado, Probit Ordenado o Tobit Doblemente Censurado el formato de respuesta a elegir debería ser el de una escala de *Ratio 1 a 4* ya que es el que presenta los mejores parámetros de fiabilidad.

En la tabla 9 se presentan las utilidades<sup>2</sup> obtenidas mediante la utilización del procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios y la escala de ratio 1 a 7, que es la que presenta los resultados más fiables para este método de estimación, así como las utilidades de los modelos Logit ordenado, Probit ordenado y Tobit doblemente censurado con la escala de ratio 1 a 4, que es la que presenta los resultados más fiables, según la tabla 8.

A partir de las utilidades obtenidas en la tabla 9, podemos obtener la combinación de niveles más preferida por los entrevistados. Se eligen aquellos niveles que proporcionen una utilidad más elevada para el entrevistado, es decir, aquellos niveles con unos valores más elevados de utilidad. En este caso, el móvil ideal es aquél con pantalla en color, con cámara de fotografía integrada, con peso menos de 80 grs., dimensiones 90x40x20, duración en espera de menos de 200 a 400 horas, duración en conversación de 4 a 8 horas y un precio de menos de 150 €.

---

<sup>2</sup> El procedimiento *Conjoint* de SPSS, que utiliza Mínimos Cuadrados Ordinarios, proporciona directamente las utilidades de los niveles, sin embargo, en los modelos de elección discreta las utilidades hay que calcularlas a partir de los coeficientes obtenidos en la estimación de los parámetros.

Tabla 9. Utilidades de los niveles de cada atributo.

<i>MCO</i>	<i>Logit Ordenado</i>	<i>Probit Ordenado</i>	<i>Tobit Doblemente Censurado</i>	
<i>Utilidad</i>				<i>Atributos y niveles</i>
				PANTALLA EN COLOR
0.1827	1.0238	0.5104	0.4581	Sí
-0.1827	0.0000	0.0000	0.0000	No
				CÁMARA DE FOTOGRAFÍA INTEGRADA
0.3337	0.9878	0.5365	0.8358	Sí
-0.3337	0.0000	0.0000	0.0000	No
				PESO
-0.1523	0.1905	0.1399	0.5706	Menos de 80 grs.
-0.3045	-0.1146	-0.0617	-0.0845	De 80 a 100 grs.
-0.4568	0.0000	0.0000	0.0000	De 100 a 120 grs.
				DIMENSIONES DEL MÓVIL
-0.2019	0.4183	0.2537	0.9375	90x40x20
-0.4038	0.0419	0.0513	-0.0845	100x45x20
-0.6058	0.0000	0.0000	0.0000	105x45x25
				DURACIÓN EN ESPERA
0.3875	-0.3774	-0.2402	-0.6328	Menos de 200 horas
0.7750	0.0000	0.0000	0.0000	De 200 a 400 horas
				DURACIÓN EN CONVERSACIÓN
0.5375	-0.3526	-0.1930	-0.6013	Menos de 4 horas
1.0750	0.0000	0.0000	0.0000	De 4 a 8 horas
				PRECIO DEL MÓVIL
-1.1114	3.4640	1.8743	3.0397	Menos de 150 €
-2.2227	1.9584	1.0727	1.6452	De 150 a 300 €
-3.3341	0.0000	0.0000	0.0000	De 300 a 600 €

También, a partir de las utilidades anteriores se puede calcular la importancia relativa de cada atributo. En las figuras 6, 7, 8 y 9 se recoge la importancia de cada uno de los atributos en función del método de estimación utilizado y de la escala de medida de la variable dependiente.

Si utilizamos el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios y una escala de ratio 1 a 7, entonces los entrevistados valoran fundamentalmente en un móvil el precio. También valoran el tener cámara o no, aunque en menor medida. En tercer lugar, valoran con mayor importancia a que la pantalla del móvil sea en color o no. Apenas dan importancia al tiempo de conversación, al tiempo en espera y al peso. Si utilizamos el Logit ordenado y una escala de ratio 1 a 4 el atributo más importante para los individuos es el precio, pero en este caso el segundo atributo más importante no es tener cámara de fotografía integrada, sino el tener pantalla en color o no. Si el método de estimación es el Probit ordenado y utilizamos una escala de ratio de 1 a 4, entonces el atributo más importante es el precio y en segundo lugar la posibilidad de tener cámara de fotografía integrada. Los resultados entre el modelo Logit

ordenado y el Probit ordenado tienen pocas diferencias en cuanto a la importancia de los atributos. Por último, si utilizamos un modelo Tobit doblemente censurado y una escala de ratio 1 a 4, entonces los resultados sí difieren más con respecto a los anteriores. En este caso, el atributo más importante sigue siendo el precio, pero el segundo atributo más importante lo constituyen las dimensiones del móvil. En este caso también llama la atención la escasa importancia que los individuos proporcionan a la posibilidad de tener pantalla en color o no.

Fig. 6. Mínimos Cuadrados Ordinarios – Ratio 1 a 7

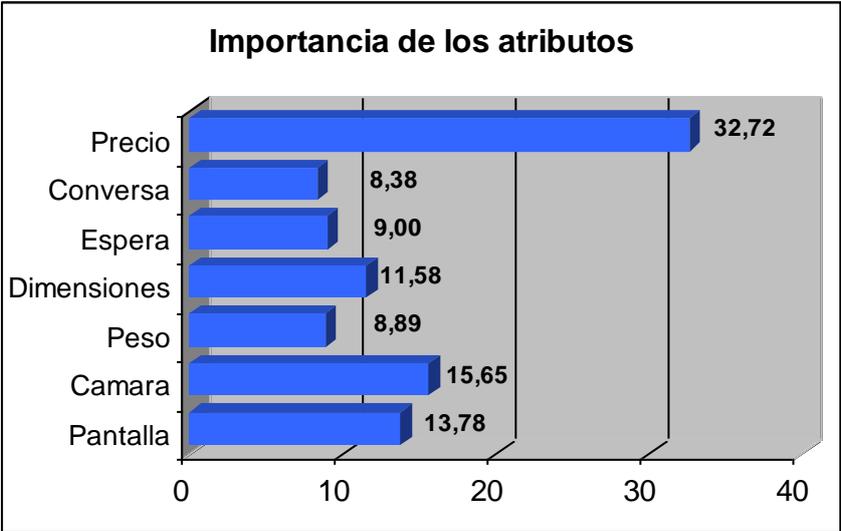


Fig. 7. Logit ordenado – Ratio 1 a 4

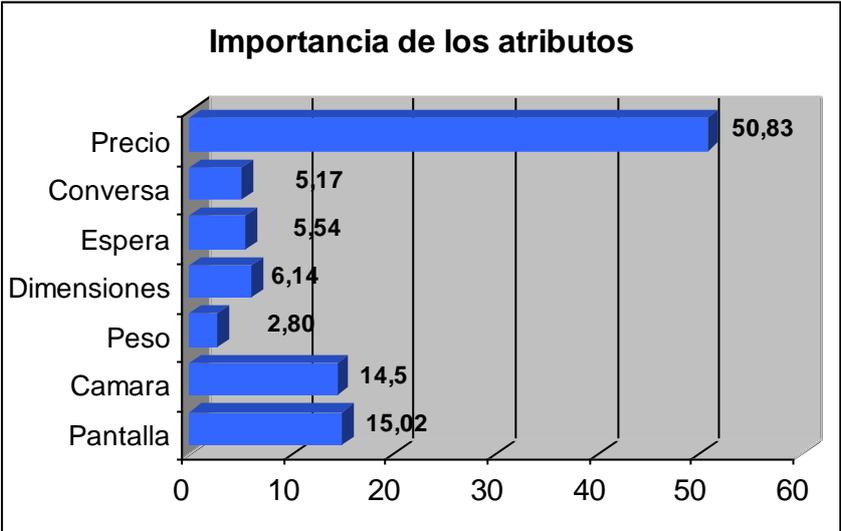


Fig. 8. Probit ordenado – Ratio 1 a 4

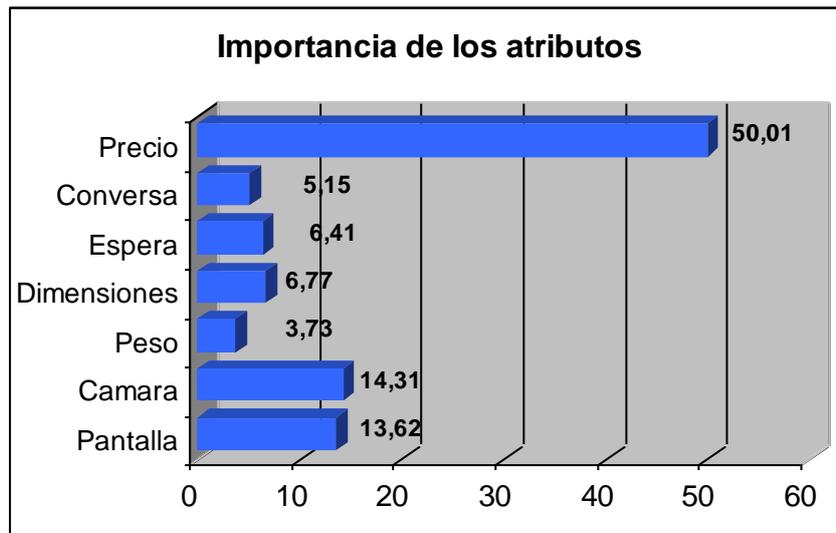
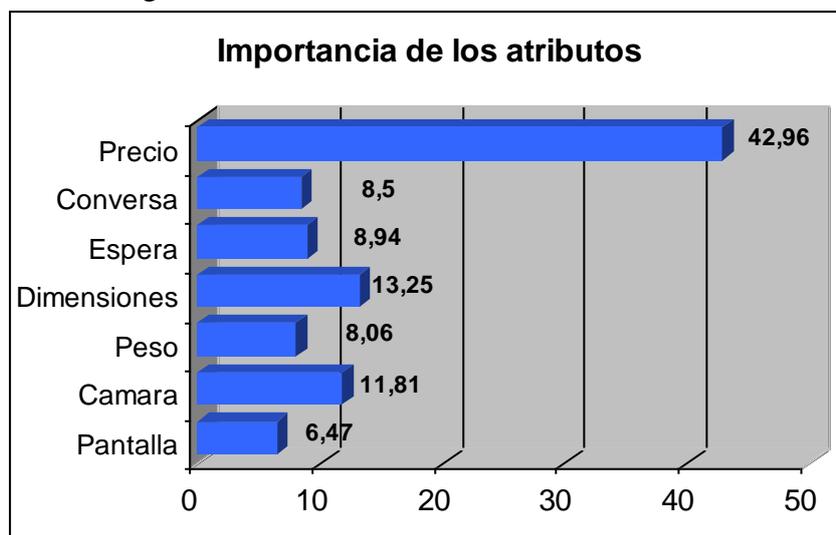


Fig. 9. Tobit doblemente censurado – Ratio 1 a 4



Uno de los principales inconvenientes que presenta el Análisis Conjunto es la laboriosa tarea que tienen que efectuar los entrevistados a la hora de ordenar o de puntuar los estímulos en una determinada escala. Si el número de estímulos a evaluar es elevado entonces el entrevistado puede sentirse cansado y fatigado, y los resultados pueden ser no válidos. En este trabajo hemos analizado también el tiempo que tardan los entrevistados en realizar la tarea, es decir, en completar el cuestionario. Los tiempos medios, expresados en minutos, aparecen en la tabla 10.

Tabla 10. Tiempo medio empleado en completar el cuestionario (en minutos).

<i>Ordenación Jerárquica limitada</i>	<i>Ordenación jerárquica ilimitada</i>	<i>Ordenación divisiva en 2 grupos</i>	<i>Ordenación divisiva en 3 grupos</i>	<i>Ordenación divisiva en 5 grupos</i>	<i>Rangos</i>	<i>Ratio 1 a 4</i>	<i>Ratio 1 a 7</i>	<i>Ratio 1 a 11</i>
13	11.9	10.4	9.9	10.7	6.3	5.4	5.6	5.5

Podemos observar que el tiempo que emplean los individuos en los cinco primeros procedimientos es superior al tiempo empleado en los últimos cuatro procedimientos. Comparando la escala de rangos con la de ratio hay que señalar que el tiempo empleado en esta última es ligeramente inferior al de rangos.

#### 4. Conclusiones

A la hora de realizar una aplicación con Análisis Conjunto el investigador puede seleccionar distintos tipos de escala para la variable dependiente, así como elegir distintos métodos de estimación de las preferencias. En este trabajo se han analizado nueve procedimientos de medición de la variable respuesta en el análisis conjunto, en función de cuatro métodos alternativos de estimación. Los resultados obtenidos nos permiten concluir que si utilizamos el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios para analizar las preferencias de los entrevistados en una aplicación de Análisis Conjunto, la escala que debemos utilizar es en primer lugar una escala de ratio de 1 a 7 y en segundo lugar una escala de rangos. Asimismo, si utilizamos un modelo Logit ordenado, Probit ordenado o Tobit doblemente censurado es preferible utilizar una escala de ratio de 1 a 4, aunque para esta última afirmación se requieren todavía más investigaciones ya que los valores que toma la variable dependiente pueden influir en los resultados obtenidos con los modelos de elección discreta. Existen también varias opciones de medición de la variable respuesta, como pueden ser la Ordenación Jerárquica y la Ordenación Divisiva, las cuales pueden constituir una alternativa distinta a utilizar. También se ha obtenido que el tiempo medio que emplean los entrevistados en completar una tarea de Análisis Conjunto es inferior cuando se utiliza una escala de ratio o rangos que cuando se utilizan los procedimientos de ordenación jerárquica o de ordenación divisiva. Todo esto, unido a la posibilidad de obtener un buen rendimiento tanto con datos en escala métrica como no métrica del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (Aspiazu, 1996), hace que la combinación “Mínimos Cuadrados Ordinarios – Ratio 1 a 7” sea el enfoque más adecuado para cualquier aplicación de Análisis Conjunto.

## **Bibliografía**

1. Azpiazu, J. (1996): “Selección de metodologías en el Análisis Conjunto: un enfoque de fiabilidad y de validez”, Tesis Doctoral, Dpto. de Financiación e Investigación Comercial, Universidad Autónoma de Madrid.
2. Boyle, K. J.; Holmes, T. P.; Teisl, M. F. y Roe, B. (2001): “A Comparison of Conjoint Analysis Response Formats”, *American Agricultural Economics Association*, 2, pp. 441-454.
3. Carroll, J. D. (1969): “Categorical Conjoint Measurement”, Meeting of Mathematical Psychology, Ann Arbor.
4. Colberg, R. T. (1978): “A Monte Carlo Evaluation of Metric Recovery of Conjoint Measurement Algorithms”, Research Paper, College of Business Administration, University of Nevada-Reno.
5. Darmon, R. Y. y Rouzies, D. (1999): “Internal Validity of Conjoint Analysis Under Alternative Measurement Procedures”, *Journal of Business Research*, 46, pp. 67-81.
6. Green, P. E. y Rao, V. R. (1971): “Conjoint Measurement for Quantifying Judgmental Data”, *Journal of Marketing Research*, 8, pp. 355-363.
7. Green, P. E. y Srinivasan, V. (1978): “Conjoint Analysis in Consumer Research: Issues and Outlook”, *Journal of Consumer Research*, 5, pp. 103-123.
8. Green, P. E. y Srinivasan, V. (1990): “Conjoint Analysis in Marketing: New Developments with Implications for Research and Practice”, *Journal of Marketing*, pp. 3-19.
9. Hair, J. F.; Anderson, R. E.; Tatham, R. L. y Black, W. C. (1999): *Análisis Multivariante*, Ed. Prentice Hall.
10. Holmes, T. P.; Boyle, K. J.; Teisl, M. F. y Roe, B. (2002): “A Comparison of Conjoint Analysis Response Formats: Reply”, *American Agricultural Economics Association*, 4, pp. 1171-1175.
11. Jaeger, S. R.; Hedderley, D. & MacFie, H. (2001): “Methodological issues in conjoint analysis: A case study”. *European Journal of Marketing*, 35, pp. 1217-1237.
12. Kruskal, J. B. (1965): “Analysis of Factorial Experiments by Estimating Monotone Transformations of the Data”, *Journal of the Royal Statistical Society*, serie B, 27, pp. 251-263.
13. Larrañeta Astola, J.; Canca Ortiz, J.D. (2001): “Modelos de Elección Discreta”. Documento de Trabajo, E.S.I., Dpto. Organización Industrial, Universidad de Sevilla.

14. López Pardo, R. y Varela Mallou, J. (2000): “Evaluación de las escalas de respuesta en la medición conjunta”, *Metodología de Encuestas*, 2, pp. 185-198.
15. Luce, R. D. y Tukey, J. W. (1964): “Simultaneous Conjoint Measurement: A New Type of Fundamental Measurement”, *Journal of Mathematical Psychology*, 1, pp. 1-27.
16. Pedret, R.; Sagnier, L. y Camp, F. (2000): *Herramientas para segmentar mercados y posicionar productos*, Ed. Deusto.
17. Wittink, D. R.; Vriens, M. y Burhenne, W. (1994): “Commercial use of conjoint analysis in Europe: Results and critical reflections”, *International Journal of Research in Marketing*, 11, pp. 41-52.
18. Young, F. W. (1969): “Polynomial Conjoint Analysis of Similarities: Definitions for a Special Algorithm”, Research Paper, 76, Psychometric Laboratory, University of North Carolina.